O papel do capital humano no crescimento - uma análise espacial para o Brasil†

Ariene da Silva Salgueiro*
Luciano Nakabashi**
Diogo de Prince***

RESUMO - O presente trabalho investiga o papel do espaço e dos fatores de produção no crescimento dos municípios brasileiros entre 1991 e 2000. O estudo abarca os modelos de Solow-Swan (1956) e Mankiw, Romer e Weil (MRW) (1992). Os resultados obtidos foram de que a presença de correlação espacial é confirmada pelo teste do I de Moran, e que os capitais físico e humano são relevantes para explicar o crescimento econômico.

Palavras-chave: Crescimento. Econometria espacial. Fatores de produção.

1 INTRODUÇÃO

A teoria sobre crescimento econômico apresenta uma extensa literatura, contemplada por diversas linhas de estudo. Um grande número de trabalhos trata dos determinantes do crescimento econômico e do diferencial de renda entre países e regiões. A inserção das teorias do capital humano, difusão de tecnologia e crescimento endógeno trouxeram contribuições relevantes no entendimento desses processos. Gradualmente, essas teorias têm sido testadas empiricamente, assim como métodos de estimação mais adequados têm sido empregados para a comparação de diferentes países ou regiões de um mesmo país, como a introdução do efeito espacial.

Em relação aos estudos empíricos que contemplam o efeito espacial no Brasil, muitos deles buscam tratar a questão da convergência de renda. Apesar desses estudos, há uma escassez de trabalhos para o caso brasileiro considerando o efeito espacial e o referencial teórico com base nas teorias de crescimento econômico citadas anteriormente.

† Os autores agradecem ao auxílio no desenvolvimento da base de dados prestado por Amauri de Souza Porto Junior, pelo auxílio na rotina por Roger Bivand, e também ao apoio financeiro concedido pela CAPES/REUNI. Cabe, entretanto eximi-los de qualquer responsabilidade por eventuais erros ou omissões.

* Economista pela Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho/Araraquara. Mestranda no Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná. Endereço eletrônico: arienesalgueiro@yahoo.com.br.

** Doutor em economia pela Universidade Federal de Minas Gerais. É professor do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná e pesquisador do CNPq. Endereço eletrônico: luciano.nakabashi@gmail.com.

*** Mestre pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto/Universidade de São Paulo. Doutorando pela Escola de Economia de São Paulo/Fundação Getúlio Vargas. Endereço eletrônico: dioted@gmail.com.

Sob o ponto de vista econométrico, é importante considerar o problema da correlação espacial, pois a sua omissão conduz à tendenciosidade dos estimadores das variâncias, o que invalida os testes de hipóteses. O uso de um modelo de econometria espacial apropriado possibilita levar em conta as externalidades espaciais não observáveis existentes no processo de crescimento.

Assim, a contribuição do presente estudo é a estimação de dois modelos de crescimento para os municípios brasileiros, levando em consideração a existência de dependência espacial entre eles. O modelo teórico tem como base a importância dos fatores de produção sobre o crescimento (SOLOW-SWAN, 1956; MANKIW; ROMER; WEIL, 1992). A análise baseia-se nos municípios brasileiros no período entre 1991 e 2000. Adicionalmente, testa-se a hipótese da convergência considerando a questão espacial.

Além dessa introdução, este artigo está dividido em mais três seções. Na Seção 2, apresenta-se o modelo que serve de base para a análise empírica. Na terceira, as fontes de dados e a metodologia utilizada. E por fim na quarta, os resultados das estimações econométricas são apresentados e interpretados.

2 MODELOS TEÓRICOS

No presente estudo, pretendemos examinar os efeitos dos fatores de produção na determinação da renda. A base teórica encontra-se nos modelos de crescimento de Solow e MRW. A especificação da função renda (Y) é a seguinte:

$$Y(t) = K(t)^{\alpha} H(t)^{\beta} [A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta} \qquad (1)$$

onde α e β são as elasticidades do produto em relação aos insumos. A inclusão da variável capital humano (H) reduz o efeito da poupança e do crescimento populacional sobre a renda. Os demais fatores de produção são capital físico (K), trabalho (L) e tecnologia (A). As participações do capital físico, humano e trabalho na renda são α, β e $(1 - \alpha - \beta)$, respectivamente.

A partir da Equação (1), das suposições realizadas por Solow e MRW para as funções de acumulação do capital físico e humano, e considerando o estado estacionário, chegamos à seguinte equação:

$$\ln y_t = \ln\left[\frac{Y_t}{L_t}\right] = \ln A_0 + gt - \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta}\ln(n + g + \delta) + \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta}\ln(s_k) + \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta}\ln(s_h) \qquad (2)$$

onde s_h representa a fração de renda investida em capital humano e s_k a fração da renda investida em capital físico. Primeiramente, pode-se observar que uma maior taxa de investimento em capital físico e humano ou menor taxa de crescimento populacional levam a um nível de renda maior, no estado estacionário, constatando-se que há uma relação positiva entre renda *per capita* e capital humano. Suposições adicionais são de que o capital se deprecia a uma taxa constante δ, a população cresce à taxa n e a tecnologia a uma taxa constante e exógena g.

No tocante à convergência, os autores relaxam a hipótese de os países estarem no estado estacionário. Considerando o período de convergência, tem-se:

$$\ln y_t = (1 - e^{-\lambda t})\ln(y^*) + e^{-\lambda t}\ln y_0 \qquad (3)$$

onde: y* é o nível de renda do estado estacionário em unidades efetivas de trabalho; λ denota a taxa de convergência, entendida por $\lambda = (n + g + \delta)\ (1 - \alpha - \beta)$. Substituindo y* e subtraindo y_0 de ambos os lados:

$$\ln\left(\frac{y_t}{y_0}\right) = (1 - e^{-\lambda t})\left[- \ln(y_0) + \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta}\ln(s_k) - \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta}\ln(n + g + \delta) + \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta}\ln(s_h) + \ln A_0 + gt\right] \qquad (4)$$

A variável y é o nível de renda por trabalho; λ denota a taxa de convergência, entendida por: $\lambda = (n + g + \delta)\ (1 - \alpha - \beta)$. Com a Equação (4), MRW concluem que ocorre convergência condicional a uma taxa próxima ao previsto pelo modelo de Solow, quando se considera o fator capital humano. Está é a equação que serve de base para a estimação econométrica no caso dos municípios brasileiros.

3 FONTE DOS DADOS E METODOLOGIA

3.1 DADOS

Os dados basicamente referem-se aos anos de 1991 e de 2000 para os municípios brasileiros[1]. Os *softwares* utilizados na estimação dos modelos foram o Geoda, Ipeageo e R. A modificação geográfica do Brasil, ou seja, a criação de municípios, dificulta análises realizadas ao longo do tempo. Para resolver esse problema, utilizou-se o índice de organização da divisão territorial disponível pelo IBGE para agrupar os novos munícipios e obter dados comparáveis ao longo do tempo.

Após este reagrupamento, a construção das variáveis passa a ser mais simples. A força

1 Com exceção da Despesa de Capital - Investimento - Municipal - R$, em que o período inicial utilizado corresponde ao ano de 1993.

de trabalho do período inicial (L_0) é medida pela população residente-total-habitante em 1991, já para o período (L_t) final utiliza-se a média dos períodos inicial e final. Para a construção da força de trabalho basta tirar ln da razão entre o L inicial e o final.

A variável de estoque de capital (K) é calculada a partir da despesa acumulada de investimento do setor público municipal e pela *proxy* de capital residencial total. A variação do capital residencial total entre 1991 e 2000 e a despesa média de investimento do setor público permitem a construção da variável investimento. Emprega-se a média do PIB municipal - R$ de 2000(mil) - Deflacionado pelo Deflator Implícito do PIB nacional como uma aproximação razoável para capturar o município presente na fronteira tecnológica.

A fração investida em capital físico da renda (s_k) é construída usando a soma do investimento residencial ao investimento médio público sobre a renda. Já a construção da fração investida em capital humano (s_h) é obtida subtraindo anos de estudo - menos de 8 - pessoas 25 anos e mais - (%) de 100, para que dessa forma seja possível encontrar a fração com mais de 8 anos de estudo de pessoas com 25 anos ou mais. Os dados de Valor Total dos Rendimentos recebidos, a População Residente - total - Habitante, e o PIB Municipal foram retirados da base do IBGE. Enquanto que o Capital Residencial - Total, o Capital Residencial - Urbano, o Capital Humano, Anos de estudo - menos de 8 - pessoas 25 anos e mais - (%) e a Renda *per capita* foram retirados do IPEA. E por fim, do Ministério da Fazenda - Secretaria do Tesouro Nacional, obteve-se a Despesa de Capital - Investimento - Municipal - R$.

3.2 METODOLOGIA

A dependência espacial indica que os valores observados de um município são influenciados pela presença dos municípios vizinhos. Para considerar as relações espaciais, parte-se de uma especificação geral SARMA (média móvel e autorregresivo espacial), descrito em notação matricial por:

$$y = \varphi W y + X\beta + \varepsilon \qquad (5), \text{ e}$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + u \qquad (6)$$

onde y é uma variável explicada, φ corresponde ao componente autorregressivo (que capta os efeitos de transbordamento de y dos vizinhos sobre a variável dependente do município em questão), W a matriz de vizinhança, ε o termo de erro, X as variáveis explicativas, β o vetor de coeficientes, λ um escalar do coeficiente do erro, e u o resíduo livre de correlação espacial. A estimação dos parâmetros do modelo SARMA pode ser feita via máxima verossimilhança.

Em linhas gerais, a econometria espacial sugere dois tipos de modelos: autocorrelação espacial na variável dependente (defasagem espacial) ou autocorrelação espacial no erro (erro espacial). Inicialmente, aborda-se o modelo SAR (modelo autorregressivo espacial), que considera a defasagem espacial da variável dependente e adota $\lambda = 0$, de modo que:

$$y = \varphi Wy + X\beta + \varepsilon \quad (+u) \qquad (7)$$

no qual ε segue uma distribuição normal com média zero e desvio-padrão σ^2. O teste de significância estatística de φ permite inferir a presença ou não de dependência espacial.

No método de erro espacial (SEM), adota-se $\varphi = 0$, e:

$$y = X\beta + \varepsilon \qquad (8)$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \qquad (9)$$

no qual u segue uma distribuição normal com média zero e desvio-padrão σ^2. Quando $\lambda \neq 0$, um choque em um município se espalha não só para os seus vizinhos, mas para os outros municípios[2].

A estimação das equações com efeito espacial será realizada pelo modelo SAR-KP, estimação fundamentada em Kelejian e Prucha (1999). Este estimador baseia-se no método de momentos generalizado (GMM), utilizando como instrumento as variáveis defasadas espacialmente, ou seja, a variável dos municípios vizinhos é considerada exógena para explicar a variável do município *i* (por exemplo, ao invés de utilizar *X* na regressão, instrumentaliza-se com a variável *WX*). Para correção da autocorrelação espacial e heterocedasticidade no resíduo, emprega-se uma matriz para diagonalizar os resíduos e tornar o estimador robusto (CARVALHO; ALBUQUERQUE, 2010). Assim, este estimador corrige para heterocedasticidade e auto-correlação nos resíduos, endogeneidade do lado direito da especificação, além de não exigir obrigatoriamente a condição de normalidade na distribuição dos erros.

A técnica que emprega o método de momentos (GMM), com a especificação em 2 estágios, considera a equação geral a seguir:

$$y = \varrho Wy + Yv + X\beta + \varepsilon \qquad (10)$$

2 Por isso, outra maneira é escrever $y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1}u$.

onde y é um vetor coluna contendo as n observações empilhadas para a variável resposta, ϱ é o coeficiente do *lag* espacial da variável resposta, W é uma matriz de vizinhança, Y é uma matriz com regressores endógenos, o vetor v é um vetor de coeficientes dos regressores endógenos, X é uma matriz com os regressores exógenos, o vetor β é o vetor com coeficientes dos regressores exógenos, o vetor ε é um vetor coluna, de dimensão $n \times 1$ com os resíduos do modelo. Escrevendo-se a Equação (10) de forma mais concisa, temos que a variável dependente passa a ser representada por Y e o regressor por Z, logo a regressão de interesse é:

$$Y = Z\gamma + \varepsilon \qquad (11)$$

Entretanto, se Z é endógeno, o estimador de γ é inconsistente, então é preciso que se utilize instrumentos que sejam supostamente exógenos, considerando o caso de Q (matriz de *variáveis instrumentais* - *VI*) ser o instrumento. Os instrumentos para a variável endógena Wy são dados pelos *lags espaciais* dos regressores exógenos WX. Então, faz-se a regressão de Q explicando Z:

$$Z = Q\beta + \varepsilon \qquad (12)$$

Esta é a regressão para obtermos o Z explicado, que seria não correlacionado com o ε e, por isso, exógeno. Assim, o 1º estágio é dado por (12). E o segundo por:

$$Y = \hat{Z}\gamma + \varepsilon \qquad (13)$$

A presença de dependência espacial e a sua forma adequada são testadas. Os testes se baseiam em estimar os coeficientes pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e testar se a omissão da componente espacial gera correlação espacial nos resíduos da regressão. Um teste para dependência espacial é realizado através da estatística I de Moran.

4 RESULTADOS

A Tabela 1 apresenta os resultados obtidos da estimação do modelo de crescimento incondicional, o de Solow-Swan (1956) e o estendido por Mankiw, Romer e Weil (1992). A estatística do teste de I de Moran rejeitou a hipótese nula de ausência de correlação espacial. Assim, o estimador SAR de Kelejian-Prucha (KP) parece ser o mais indicado, em comparação com o estimador MQO desconsiderando a relação espacial[3].

Na Tabela 1, inicialmente discute-se os resultados por MQO nas colunas de 1 a 3 e por SAR de KP de 4 a 6. No modelo de crescimento incondicional, os sinais dos coeficientes associados à variável explicativa seguem a expectativa, além de serem extremamente significativos estatisticamente. A estimativa por MQO apresenta um viés positivo para o coeficiente associado à renda *per capita* inicial; tal indício é observado em outras variáveis e será questionado mais a frente. Observou-se também que a taxa de convergência é superior na estimativa por SAR de KP, quando comparado ao obtido por MQO.

Para o modelo de Solow, o coeficiente associado à variável explicativa da renda *per capita* inicial (y_0) se reduz, e ao inserir a taxa de crescimento da população[4] e o capital físico, nota-se uma considerável diminuição na taxa de convergência entre os municípios em relação ao modelo incondicional. Mesmo padrão é encontrado nos estimados por SAR de KP, divergindo apenas quanto à magnitude, sendo os sinais encontrados os mesmos. O coeficiente associado à variável de taxa de crescimento da população apresenta o sinal negativo em ambas as estimações, ou seja, uma maior taxa de crescimento da população impacta negativamente o crescimento da renda *per capita*. Este mesmo coeficiente estimado por MQO apresentou efeito inferior do obtido por GMM, enquanto o coeficiente associado ao investimento em capital físico apresenta sinal positivo, tanto por GMM como por MQO. Em ambos os modelos apresentados observa-se, em geral, um viés positivo dos coeficientes estimados por MQO.

TABELA 1 - RESULTADOS PARA OS MODELOS DE CRESCIMENTO INCONDICIONAL, SOLOW E MRW ESTIMADOS POR MQO E GMM (SAR DE KELEJIAN E PRUCHA)

Variáveis	**Mínimos Quadrados Ordinários**			**GMM (SAR - KP)**		
	Incondicional	**Solow**	**MRW**	**Incondicional**	**Solow**	**MRW**
Constante	0.6047	0.3347	0.4319	0.6740	0.4373	0.5396
	0.00	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**
Renda inicial	-0.0556	-0.0159	-0.0846	-0.0702	-0.0302	-0.0989
	0.00	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**
ln(n + g + δ)		-0.1110	-0.1124		-0.0926	-0.0936
		0.00	**0.00**		**0.00**	**0.00**
Capital físico		0.0891	0.0889		0.0822	0.0827
		0.00	**0.00**		**0.00**	**0.00**
Capital humano			0.0868			0.0861
			0.00			**0.00**
Taxa de convergência	0.6358	0.1785	0.9822	0.81	0.34	1.16
λ				0.2466	0.1843	0.1799
Residual variance (*sigma squared*)				0.0420	0.0401	0.0385
GM argmin sigma squared				0.0423	0.0403	0.0387
F	151.90	175.60	193.80			
p-valor	**0.0**	**0.00**	**0.00**			

3 Adicionalmente, resultados obtidos pelo estimador espacial SARMA foram utilizados, mas omitidos, sendo o estimador preterido por não corrigir a heterocedasticidade, autocorrelação nos resíduos e para endogeneidade.

4 Como em (n + g + δ) tanto g quanto δ são constantes, tomou-se a liberdade de tratá-lo como taxa de crescimento da população apenas para efeito de simplificação.

TABELA 1 (CONTINUAÇÃO) - RESULTADOS PARA OS MODELOS DE CRESCIMENTO INCONDICIONAL, SOLOW E MRW ESTIMADOS POR MQO E GMM (SAR DE KELEJIAN E PRUCHA)

Variáveis	Mínimos Quadrados Ordinários			GMM (SAR - KP)		
	Incondicional	Solow	MRW	Incondicional	Solow	MRW
I de Moran	14.19	9.74	9.48			
p-valor	**0.00**	**0.00**	**0.0**			
LM-erro	**0.00**	**0.00**	**0.00**			
Robusto LM-erro	**0.00**	**0.44**	**0.80**			
LM-*lag*	**0.00**	**0.00**	**0.00**			
Robusto LM-*lag*	**0.00**	**0.00**	**0.00**			

FONTE: Elaboração própria.

NOTA: * Os elementos que estão em negrito são os *p*-valores; ** O λ indica a intensidade da autocorrelação espacial entre os resíduos da equação observada; *** As taxas de convergência foram calculadas seguindo a fórmula utilizada por Pede, Florax e Groot (2008), $100_x \ln(b + 1)/-T$; onde b é o coeficiente de y_0 e T é o período de tempo utilizado.

De acordo com o modelo MRW pela inserção do capital humano, todos os coeficientes associados às variáveis explicativas apresentam os sinais esperados e são estatisticamente significativos. Entretanto, a magnitude do coeficiente da variável renda *per capita* (y_0) eleva-se, em módulo, ao incluir a variável de capital humano. Verifica-se um elevado crescimento na taxa de convergência entre os municípios, quando os modelos de Solow e MRW são comparados, embasando a crítica de MRW (1992), sobre a subestimação obtida pelo modelo de Solow. Uma pequena diminuição do papel do capital físico na taxa de crescimento dos municípios é observada na estimação via MQO, ou seja, neste caso parece que o modelo de Solow retrata a presença de uma sobrevalorização do papel do capital físico, pela omissão da variável capital humano. E quando esta mesma variável é comparada ao modelo corrigido espacialmente observa-se, em média, uma sobrevalorização entre as estimações.

O curioso é que ao observar apenas os modelos de Solow e de MRW estimado pelo SAR de KP, é possível notar que a inserção do capital humano, que no MQO vinha acompanhada de pequena queda no coeficiente de capital físico e aumento na magnitude da renda, agora vem acompanhada de um leve aumento no coeficiente do capital físico. Pode-se perceber que o coeficiente associado à variável capital humano foi significativo e com sua importância como determinante do crescimento econômico podendo ser mensurada, por exemplo, pelo seu efeito na magnitude dos demais coeficientes do modelo.

5 CONCLUSÕES

Os resultados obtidos foram de que a presença de correlação espacial é confirmada pelo teste do I de Moran, e que os capitais físico e humano são relevantes para explicar o crescimento econômico, mesmo quando se considera a presença de correlação espacial.

REFERÊNCIAS

MANKIW, N.; ROMER, D.; E WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 2, p. 407-37, 1992.

PEDE, V. O.; FLORAX, R. J. G. M; GROOT, H. L. F. Technological leadership, human capital and economic growth: a spatial econometric. **Annales d'Économie et de Statistique**, n. 87/88, p. 103-124, jul./dez. 2008.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.